

QGOLF-9: Escala para la evaluación de la calidad percibida en los clubes de golf

Virginia Serrano-Gómez*, Antonio Rial Boubeta**,
Oscar García-García*** y Vicente Gambau i Pinasa*

QGOLF-9: A SCALE TO ASSESS PERCEIVED QUALITY IN GOLF CLUBS

KEYWORDS: Quality, Golf, Management.

ABSTRACT: The assessment of perceived quality has become important in the management of service providing organizations. The aim of this paper is to develop a brief, easy-to-apply scale with appropriate psychometric properties, which allows the incorporation of users' perceptions of the management of golf clubs. We interviewed 403 users of four 9-hole course golf clubs located in Galicia (316 males and 87 females) aged between 16 and 75 years ($Mean = 47.19$; $SD = 13.91$). For data collection, an ad hoc structured questionnaire which had 25 items grouped into 4 dimensions was used. As a result of Exploratory Factor Analysis and a subsequent Confirmatory Factor Analysis, it was possible to obtain a final scale made up of only 15 items, grouped into three dimensions. This scale, as well as being brief and easy-to-apply, has a high degree of validity (as it explains 72% of the perceived performance) and internal consistency (overall α of .91), thus making it a tool of considerable applied interest.

La investigación sobre la calidad percibida y la satisfacción del usuario en los servicios deportivos constituye un área que ha dado lugar a una ingente literatura en los últimos años, en diferentes campos y desde diferentes perspectivas (Bodet, 2006; Calabuig, Burillo, Crespo, Mundina y Gallardo, 2010; De Knop, Van Hoecke, y De Bosscher, 2004; Gálvez y Morales Sánchez, 2011; Morales Sánchez, Hernández Mendo y Blanco Villaseñor, 2005; Murray y Howat, 2002; Ng, Lonsdale y Hodge, (2011); Rosa, Castellanos y Palacios, 2012). Este hecho se debe al convencimiento general de que tanto los juicios de calidad, como la satisfacción del usuario constituyen elementos clave en la estrategia de las nuevas empresas u organizaciones deportivas, lo que ha llevado a sus responsables a establecer planes de calidad y definir acciones específicas que les permitan alcanzar una mayor satisfacción de sus clientes, optimizar los recursos disponibles, y favorecer la mejora continua (Luna-Arocas, Mundina y Carrión, 1998; Morales Sánchez, 2003). Bajo este nuevo enfoque los clientes y/o usuarios se han convertido en los principales protagonistas del servicio, y los esfuerzos de la organización se centran en disponer de un mejor conocimiento de éste, tanto desde el punto de vista de su segmentación, captación, mantenimiento y fidelización (Afthinos, Theodorakis y Nassis, 2005; Dorado y Gallardo, 2005; Martínez-Tur, 1998; Rial, Alonso, Rial, Picón y Varela, 2009; Sanz y Ponce de León, 2010).

En esta línea, la necesidad de disponer de herramientas que ayuden en la gestión a través de una adecuada evaluación de la

calidad percibida, ha hecho que se hayan desarrollado instrumentos en campos diferentes. Muchos de esos trabajos han partido de la popular escala *SERVQUAL* de Parasuraman, Zeithaml y Berry (1988), utilizando su filosofía y sus dimensiones como modelo de referencia (Costa, Tsitskari, Tzetzis y Goudas 2004, McDonald, Sutton y Milne, 1995; Morales, Hernández-Mendo y Blanco Villaseñor, (2009). Otros autores han apostado por una aproximación de contingencias, intentando elaborar herramientas con un alto grado de especificidad. Es el caso de la escala *SQFS* de Chang y Chelladurai (2003), la *QUESC* de Kim y Kim (1995), o la *QSPORT-10* de Rial, Real, Varela y Rial (2010), desarrolladas todas ellas en el ámbito de los centros deportivos y gimnasios, el *ICPAF* de Hernández Mendo (2001) elaborada con la intención de evaluar la calidad de los programas de actividad física en general, de la escala *NEPTUNO-1* de Luna-Arocas, Mundina y Gómez (1998) referida a las escuelas de vela, u otras desarrolladas por Alexandris, Zahariadis, Tsorbatzoudis y Grouios (2004), Calabuig, Quintanilla y Mundina (2008), Howat, Absher, Crilley y Milne (1996), Mackay y Crompton (1988) o Morales Sánchez y Gálvez (2011).

Partiendo de la premisa que no es posible contar con un servicio de calidad si no lo es también a ojos del usuario, parece obvia la necesidad de disponer de herramientas específicas también en el contexto del golf. Dicha necesidad se recoge además de manera específica en la propia Norma UNE: 188001 referida a los Campos de golf. En ella se explicitan los *Requisitos para la*

Correspondencia: Oscar García García. Facultad de Ciencias de la Educación y del Deporte. Universidad de Vigo. Campus universitario A Xunqueira s/n. Pontevedra 36005.
E-mail: oscargarcia@uvigo.es

*Universidad de A Coruña.

**Universidad de Santiago de Compostela.

***Universidad de Vigo.

— Fecha de recepción: 4 de Diciembre de 2011. Fecha de aceptación: 24 de Julio de 2012.

prestación del servicio y la necesidad de evaluación de la calidad del servicio en este tipo de instalaciones deportivas. Sin embargo, no se aporta herramienta alguna para tal fin. En este sentido, si atendemos a la literatura científica, hasta hace bien poco eran muy escasas las referencias existentes en el ámbito del golf. Won, Hwang y Kleiber (2009), analizan las preferencias de los usuarios de campos de golf municipales y señalan que las condiciones en las que se encuentra el campo es el factor más importante a la hora de elegir entre este tipo de instalaciones, seguido de otros como los *greenes* y el precio de los carritos, el diseño del campo, la disponibilidad de los *tees* de salida, y la distancia del viaje hasta el campo. De igual forma Hwang y Won (2010) señalan la importancia que conceden los golfistas coreanos al estado de las instalaciones a la hora de elegir un campo de prácticas. Lee, Kim, Ko y Sagas (2011) estudian la influencia de la percepción de la calidad del servicio de los usuarios, en la satisfacción, la intención de volver y el papel del género en el contexto de los clubes de golf de alto perfil desde el punto de vista del turismo.

Sin embargo, la carencia de herramientas de evaluación específicas en este ámbito, que gocen de propiedades psicométricas contrastadas no deja de resultar paradójica, sobre todo si se tiene en cuenta la repercusión económica y social que el mundo del golf ha adquirido en España en la última década y la creciente popularización de su práctica, que se constata en el incremento del número de campos (a día de hoy 422) y de licencias federativas, que aumentaron un 576.6% en tan sólo los últimos diez años, pasando de 58.202 federados en 1991 a 335.682 en 2011 (Real Federación de Golf, 2011).

En la actualidad existen en nuestro país diferentes tipos de instalaciones o clubes donde se puede practicar golf. La Real Federación de Golf (2011) hace la siguiente clasificación: según el número de hoyos (54, 42, 36, 27, 18, 9 y 9 hoyos de par 3), campos rústicos, *pitch & putt* y canchas. Señalando además la existencia de otros clubes registrados como entidades sin campo, con campos en proyectos y campos en construcción.

Al mismo tiempo, el tipo de usuarios de estas instalaciones resulta muy variado, tanto en lo que se refiere al perfil sociodemográfico, dejando de ser un deporte restringido a determinadas élites socioeconómicas, como a las motivaciones, hábitos y prácticas, o las preferencias y demandas de cada individuo (Serrano, Rial, García y Gambau, 2011). En consecuencia, puede decirse que el concepto de “club de golf” ha evolucionado hasta convertirse en algo complejo y multidimensional, por lo que la propia evaluación de la calidad del mismo, está condicionada por el sentir y las necesidades de sus socios o usuarios. Incorporar definitivamente a la gestión la información que proviene de éstos, constituye un elemento clave para su funcionamiento y desarrollo.

Además, el hecho de que en algunas comunidades autónomas, como es el caso de Galicia, los campos de 9 hoyos y pares 3 constituyan más del 50% de las instalaciones disponibles en este momento, ya sea por tratarse de una construcción por fases, por su zona de topografía muy accidentada, por restricciones ambientales o de presupuesto, ha motivado que iniciemos esta labor psicométrica para este tipo de instalaciones. Futuros trabajos habrán de evidenciar en qué medida es posible disponer de una herramienta común para diferentes instalaciones o, por el contrario, resulta aconsejable optar por un nivel de desagregación mayor, apostando por escalas específicas para campos de golf y *pitch & putt* atendiendo incluso a otras clasificaciones como en este caso el número de hoyos o el tipo de explotación.

El objetivo de este trabajo es elaborar una escala breve y de fácil aplicación que permita incorporar una medida de calidad percibida a la gestión de los clubes de golf.

Método

Participantes

Para dar cuenta de los objetivos señalados se utilizó una metodología selectiva, que consistió en la elaboración de una encuesta entre los usuarios de diferentes clubes de golf ubicados en la comunidad gallega, que disponen de campos de 9 hoyos. La muestra estuvo compuesta por 403 individuos (316 hombres y 87 mujeres), correspondientes a 4 clubes de golf diferentes. Sus edades estaban comprendidas entre los 16 y 75 años ($X = 47.19$; $DE = 13.91$). Los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo por cuotas de género y grupo de edad, a partir de los datos recogidos de la Federación Gallega de Golf.

Instrumentos

Para la recogida de datos se utilizó un cuestionario estructurado *ad hoc* elaborado a partir del estudio de Serrano, Rial, García y Hernández Mendo (2010) y de la bibliografía existente. Además se contó con el juicio de expertos que tomaron parte en un grupo de discusión realizado con profesionales del sector, quienes tuvieron acceso a un primer borrador de la escala, matizando la redacción de diferentes ítems y proponiendo incluso la inclusión de nuevos elementos. La escala utilizada para evaluar la calidad percibida contaba con 25 elementos, agrupados en cuatro dimensiones: *Profesionalidad del personal*, *Organización y Gestión*, *Instalaciones y Campo/Zona de juego*. Lo que a los entrevistados se les pedía era que evaluaran el funcionamiento del club respecto a cada uno de los elementos considerados, utilizando para ello una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos (1 “Muy mal”, 2 “Mal”, 3 “Regular”, 4 “Bien” y 5 “Muy Bien”). Se incluyeron tres ítems adicionales como indicadores del *performance* o desempeño alcanzado por el club a nivel global, con la intención de poder informar de la validez de criterio de la escala: (1) *Valoración global* (de 1 “Muy mala” a 5 “Muy buena”); (2) *Cumplimiento de expectativas* (también de 1 a 5, siendo 1 “Mucho peor de lo esperado” y 5 “Mucho mejor de lo esperado”); y (3) *Nivel de Satisfacción General* (de 0 a 10). Un ejemplar del cuestionario puede consultarse el anexo.

Procedimiento

Los datos fueron recogidos a partir de entrevista personal, en las propias instalaciones de los clubes de golf por personal ajeno a éstos y con el consentimiento de sus responsables. Las entrevistas fueron realizadas en diferentes días y franjas horarias, tratando con ello de alcanzar el mayor grado de representatividad posible. Para unificar al máximo el procedimiento de recogida de información se realizó una sesión de formación con los entrevistadores, resolviendo las posibles dudas al respecto.

Resultados

En primer lugar se llevó a cabo un análisis descriptivo de los 25 ítems iniciales, mediante el paquete estadístico PASW Statistics 18. La Tabla 1 recoge las medias y desviaciones típicas, así como los valores de asimetría y curtosis estandarizados y el índice de homogeneidad de cada elemento.

DIMENSIÓN/ÍTEM	ELEMENTO	Media	DE	Asimetría	Curtosis	IHC
Profesionalidad del personal	D.1/Q1 Profesionalidad Gerencia	3.51	1.13	-5.99	-.71	.54
	D.1/Q2 Profesionalidad Recepción	3.81	.97	-5.37	.57	.64
	D.1/Q3 Profesionalidad Greenkeeper	3.93	.96	-8.09	3.71	.58
	D.1/Q4 Profesionalidad Master Caddie	3.94	1.01	-8.27	3.21	.67
	D.1/Q5 Profesionalidad Profesores/as Golf	4.14	.89	-9.15	4.79	.25
Organización y Gestión	D.2/Q6 Implicación de la Directiva	3.54	1.09	-4.23	-1.30	.88
	D.2/Q7 Organización y gestión de los RR	3.50	1.07	-5.01	.65	.87
	D.2/Q8 Gestión de la información/comunicación	3.41	1.02	-4.22	-.01	.87
	D.2/Q9 Gestión de las reclamaciones y sugerencias	3.26	1.04	-3.50	.73	.88
	D.2/Q10 Seguridad y prevención de riesgos	3.65	.85	-4.29	4.18	.89
	D.2/Q11 Gestión medioambiental	3.90	.79	-5.69	3.813	.88
	D.2/Q12 Organización de torneos en el club	3.82	.96	-6.41	2.13	.88
	D.2/Q13 Correspondencias con otros clubes	3.75	.95	-4.83	.49	.88
Instalaciones	D.2/Q14 Trato y atención	4.09	.87	-7.96	3.84	.88
	D.3/Q15 Limpieza e higiene general	4.02	.85	-6.13	1.78	.82
	D.3/Q16 Estado de las instalaciones del club	3.93	.86	-4.64	.73	.80
	D.3/Q17 Estado del mobiliario, material y equipamiento	3.82	.90	-4.39	.66	.79
	D.3/Q18 Salón social-Casa club	3.85	1.01	-7.47	3.03	.81
	D.3/Q19 Vestuarios	3.76	.96	-4.78	.55	.80
Campo/Zona de juego	D.3/Q20 Academia-Escuela de golf	3.80	.96	-5.98	1.78	.84
	D.4/Q21 Estado del campo	4.23	.87	-9.86	5.40	.85
	D.4/Q22 Control de juego-reglamento	3.45	1.13	-4.31	-1.54	.67
	D.4/Q23 Diseño y recorrido del campo	4.05	.85	-4.93	-.05	.74
	D.4/Q24 Seguridad del campo	3.61	.96	-3.86	-.29	.66
	D.4/Q25 Zona de prácticas	3.72	1.04	-6.52	1.12	.73

Tabla 1. Descriptivos de los 25 elementos de la escala inicial.

Como se puede observar, el elemento mejor valorado es el *Estado del campo* (4.23), seguido de la *Profesionalidad de los profesores de golf* (4.14) y el *Trato y Atención* (4.09), mientras que el promedio más bajo corresponde a la *Gestión de las reclamaciones y sugerencias* (3.26) y a la *Gestión de la Información y comunicación* (3.41). Cabe señalar también la reducida variabilidad de las puntuaciones, con desviaciones típicas en torno a 1 o por debajo de la unidad, así como la escasa consistencia de algún ítem respecto a la subescala o dimensión a la que teóricamente pertenece, como sucede con el ítem 5, con un IHC de .25. Tal y como recomiendan Balluerka, Gorostiaga, Alonso-Arbiol y Haranburu (2007), aquellos ítems con valores inferiores a .30 merecerían una atención especial. Por su parte, los valores de curtosis inferiores a 8 (Kline, 2005) reflejan una distribución mesocúrtica, que se contrapone con una asimetría negativa. Finalmente el coeficiente de Mardia alcanzó un valor de 51.01 por lo que debería rechazarse la hipótesis de normalidad multivariante.

Para analizar la estructura interna de la escala se ejecutó en primer lugar un Análisis Factorial Exploratorio (AFE), utilizando el Método de Componentes Principales. El índice KMO fue de .93 y el Test de Esfericidad de Bartlett de 5332.74 ($p < 0.01$). El análisis proporcionó 5 factores, que explicaban conjuntamente el 62.82% de la Varianza de los datos. Tras la aplicación de una ro-

tación Varimax se pudo comprobar que el primero de ellos explicaba un 19.07% de varianza total, el segundo un 13.61%, el tercero un 12.28%, el cuarto un 10.91% y el quinto un 6.94%. Se comprobó además que mientras que en los cuatro primeros factores saturaban de forma particular diversos ítems, en el último únicamente saturaban dos: el ítem 5 (referido al profesor de golf) y el ítem 20 (referido a la escuela de golf). El hecho de que ambos elementos constituyesen un factor o dimensión particular, que realmente representa una vertiente del servicio que no todos los usuarios utilizan, nos llevó a prescindir en los análisis posteriores de ambos elementos, de hecho la ejecución de un nuevo AFE sin ellos, hizo que la varianza explicada apenas se viese reducida (60.16%).

A raíz de este primer análisis se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), mediante el programa AMOS 16, partiendo de un modelo teórico de cuatro dimensiones o factores, similar al planteado en el trabajo de Serrano et al. (2010). Dada la métrica de los datos y el incumplimiento del supuesto de normalidad, que podrían condicionar la robustez de los resultados, se emplearon dos estrategias complementarias: (1) la utilización del procedimiento de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) para la estimación de parámetros, más robusto que el de máxima verosimilitud (ML) ante el incumplimiento de normalidad multi-

variante (Lévy, Martín y Román, 2006); y (2) la aplicación de un procedimiento de Bootstrap, a partir de 500 submuestras diferentes. Se utilizaron también de manera complementaria otros procedimientos de estimación (ULS y ADF), obteniendo resultados muy similares.

Los parámetros estimados estandarizados se recogen en la Figura 1, siendo todos ellos estadísticamente significativos ($p <$

.01). Para la evaluación del ajuste del modelo se consideraron de manera simultánea varios índices: χ^2 , GFI (Goodness of Fit Index), AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index) y RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation). Siguiendo las recomendaciones de Steiger (1998) en el caso del RMSEA se incluyeron también los intervalos de confianza para el 90%.

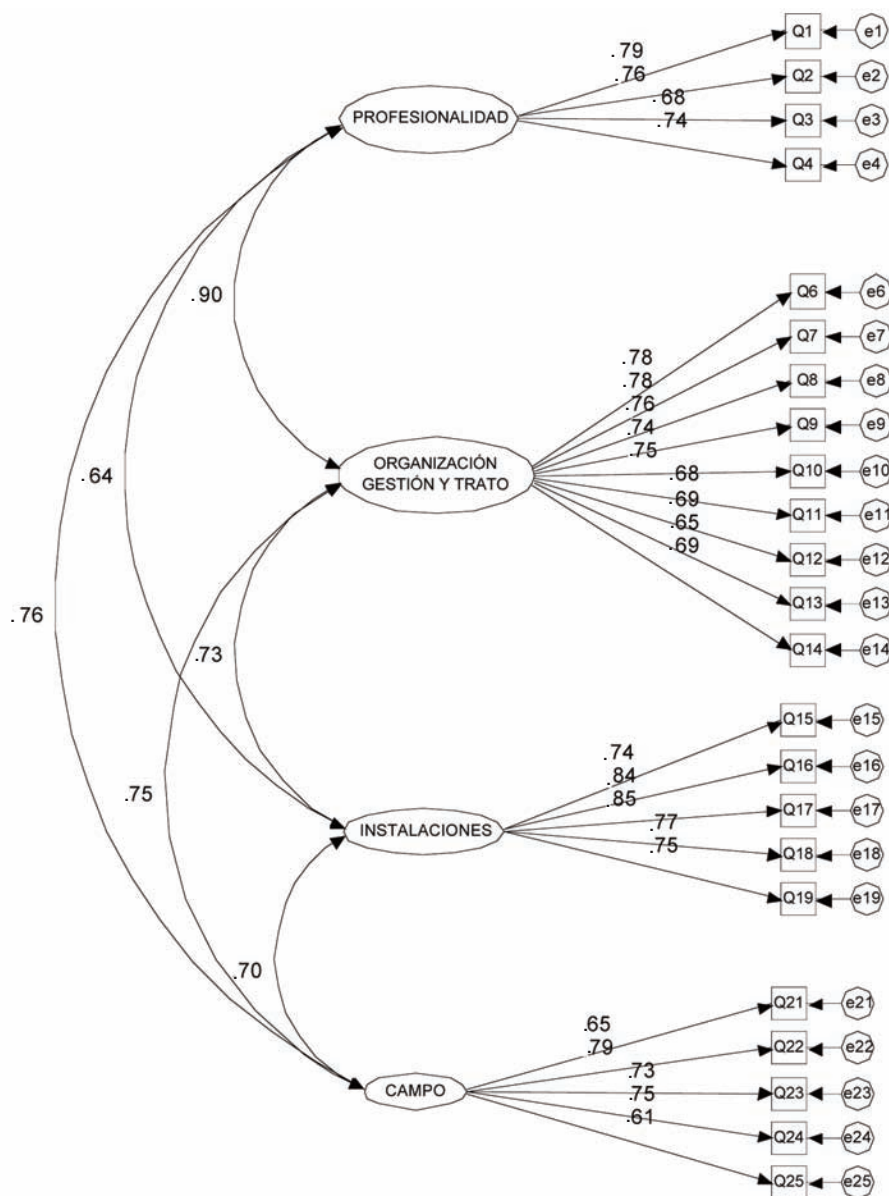


Figura 1. Parámetros estimados estandarizados de la escala inicial.

	χ^2	gl	p	χ^2/gl	GFI	AGFI	RMSEA [IC]*
Modelo inicial	617.16	224	<.001	2.75	.86	.83	.07 [.060-.072]
Modelo reespecificado	171.45	85	<.001	1.99	.95	.92	.05 [.039-.061]

* Intervalo de Confianza para el estadístico RMSEA para el 90%

Tabla 2. Indicadores de bondad de ajuste del modelo AFC inicial y reespecificado.

Como se puede observar en la Tabla 2, el ajuste de la escala al modelo teórico de partida es relativamente pobre. Ello, junto a los índices de modificación facilitados por el programa (que informaban de saturaciones cruzadas de algunos ítems) y un análisis de la matriz de residuales estandarizados (Byrne, 2009), sugería una reespecificación del modelo inicial, que fue llevada a cabo de manera progresiva, hasta alcanzar niveles de ajuste aceptables.

El modelo reespecificado, con sus parámetros estimados, se recoge en la Figura 2. Tal y como recomienda Kline (2005) todas las saturaciones factoriales (λ) presentaron valores superiores a 0,60. Además los indicadores de bondad de ajuste mejoraron de forma sensible, situándose en valores aceptables (Brown, 2006): con un valor de χ^2/gl inferior a 2, del GFI de .95 y del AGFI por encima de .90. Algo similar puede decirse del valor de RMSEA (.05), por debajo del umbral de .06 recomendado por Hu y Bentler (1999). Como consecuencia, la escala quedó reducida a un total

de 15 ítems, que se agrupaban ahora en sólo 3 dimensiones: *Profesionalidad, Organización y Gestión* (7 ítems), *Instalaciones* (4 ítems) y *Campo/Zona de juego* (4 ítems). Los índices de modificación proporcionados por el programa sugerían además liberar el parámetro que estima la correlación entre los errores de medida asociados a los ítems 2 y 4 ($\delta_2 - \delta_4$), resultando significativo y coherente desde un punto de vista conceptual, ya que el elemento 2 hace referencia al recepcionista y el 4 al máster caddie, siendo relativamente frecuente que en este tipo de instalaciones ambos puestos sean desempeñados por una misma persona. Por último, la correlación encontrada entre factores (de .65 a .76) supone evidencia de cierta validez convergente de la escala, lo cual ampara la posibilidad de calcular un promedio de calidad percibida global, que serviría para resumir el funcionamiento del club desde el punto de vista del usuario.

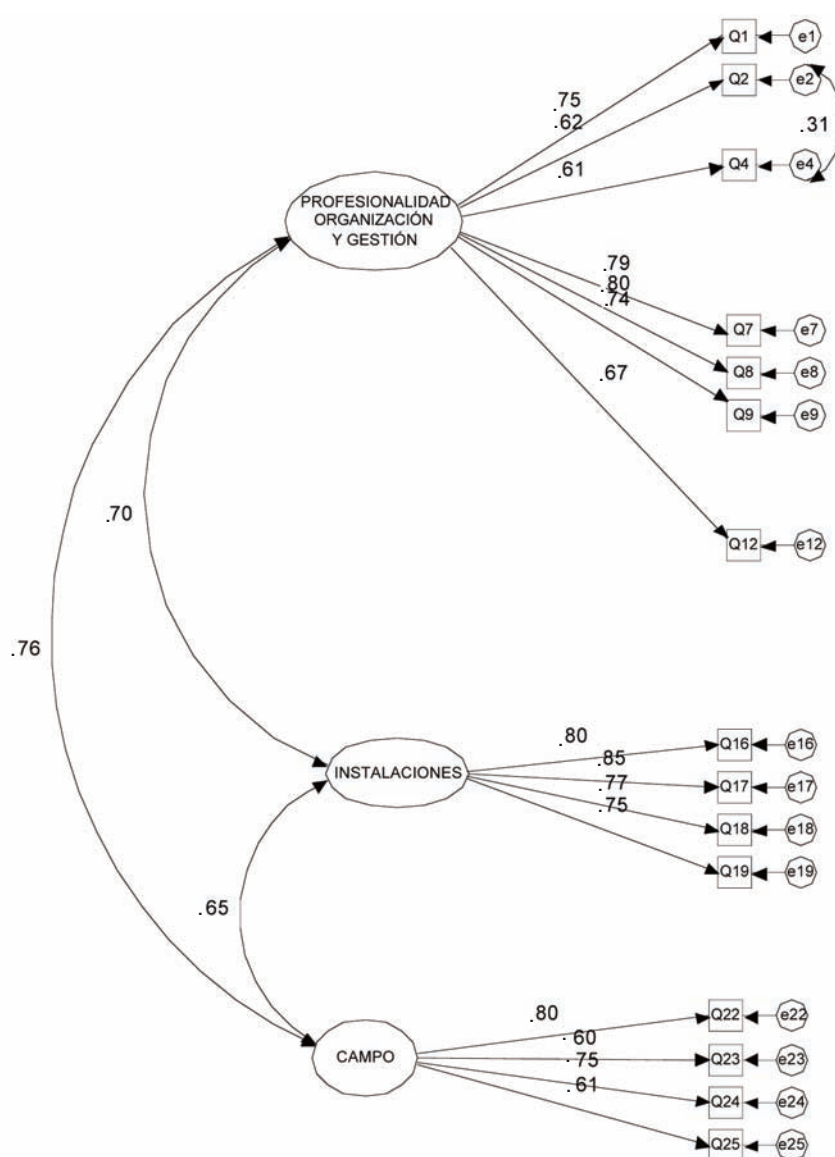


Figura 2. Parámetros estimados estandarizados de la escala final.

A continuación, para estudiar la consistencia interna de la escala se calculó el coeficiente α de Cronbach, obteniéndose un resultado más que aceptable tanto a nivel global ($\alpha_{\text{Global}} = .91$), como para cada una de las dimensiones ($\alpha_{\text{Personal}} = .87$; $\alpha_{\text{Instalaciones}} = .86$; y $\alpha_{\text{Campo/Zona de juego}} = .76$), sobre todo si se tiene en cuenta que tanto la segunda, como la tercera dimensión constan sólo de 4 ítems. Pardo y Ruíz (2001, p. 598) señalan que “los valores por encima de .8 se suelen considerar meritorios y los valores por encima de .9 excelentes”. De manera complementaria, dado que el formato de respuesta utilizado era una escala tipo Likert, se calculó el coeficiente α para variables ordinales, tal y como se propone en el trabajo de Elosúa y Zumbo (2008). Los resultados obtenidos permiten corregir ligeramente al alza los valores α de Cronbach, obteniéndose un α ordinal de .88

para el Personal, .87 para las Instalaciones y .77 para el Campo/Zona de juego.

Por último, con el fin de informar de la validez de criterio de la escala, se estudió la relación entre la calidad percibida y el Desempeño o *Performance* alcanzado por el club desde el punto de vista del usuario. Dicha variable latente fue operativizada a través de tres indicadores o variables observadas (*Valoración Global*, grado de *Cumplimiento de las Expectativas* del usuario y la *Satisfacción General* de éste). Para ello se llevó a cabo un análisis causal de estructuras de covarianza, a partir del modelo AFC anterior al que se incorporó la medida de desempeño mencionada. El análisis se llevó a cabo utilizando de nuevo el método (GLS). Los parámetros estimados se recogen en la Figura 3.

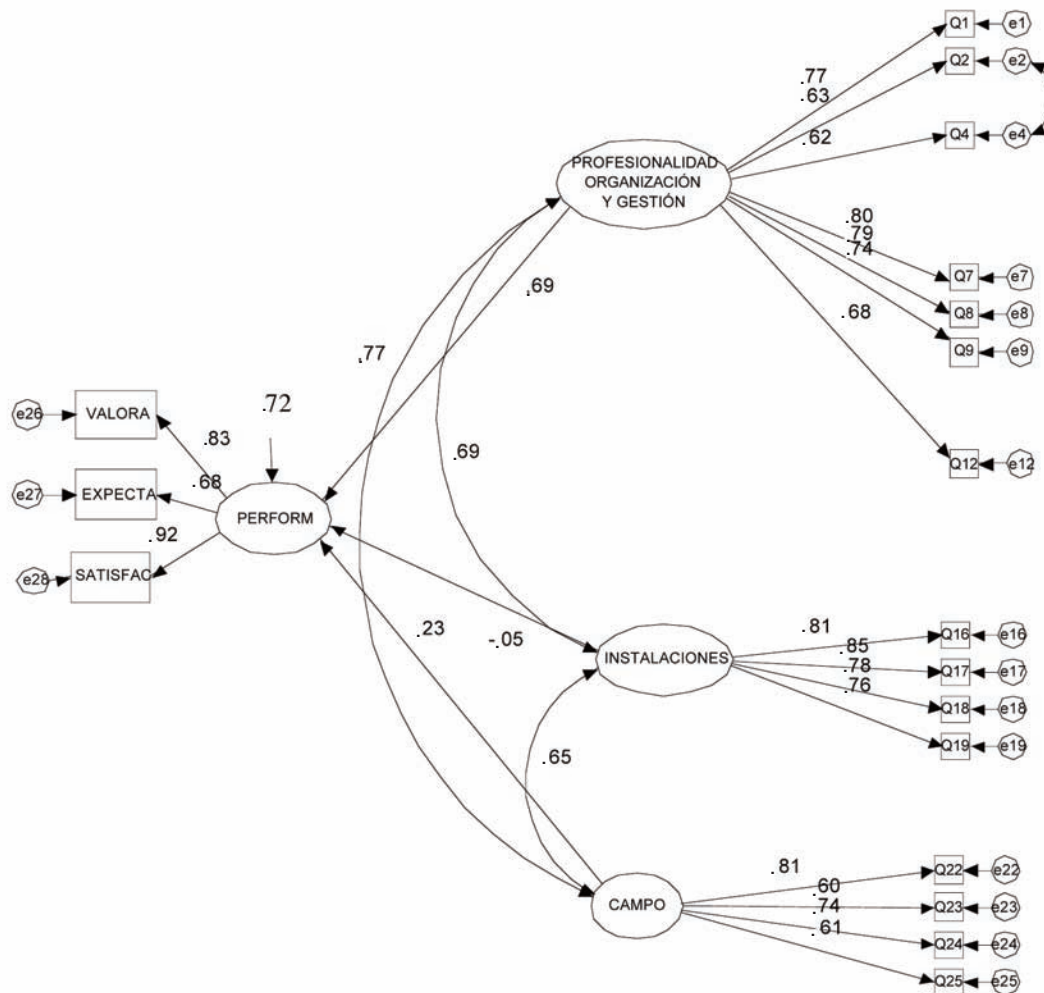


Figura 3. Parámetros estimados estandarizados del modelo causal inicial.

Parámetro: λ	Media	Inferior	Superior	P
Q1 < PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN	.75	.68	.79	.03
Q2 < PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN	.62	.54	.67	.02
Q4 < PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN	.61	.51	.69	.01
Q7 < PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN	.79	.73	.83	.02
Q8 < PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN	.80	.74	.83	.03
Q9 < PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN	.74	.66	.78	.02
Q12 < PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN	.67	.60	.72	.02
Q16 < INSTALACIONES	.80	.74	.85	.01
Q17 < INSTALACIONES	.85	.80	.87	.03
Q18 < INSTALACIONES	.77	.69	.83	.01
Q19 < INSTALACIONES	.75	.68	.80	.02
Q22 < CAMPO	.80	.71	.86	.01
Q23 < CAMPO	.60	.48	.66	.03
Q24 < CAMPO	.75	.66	.79	.02
Q25 < CAMPO	.61	.52	.67	.02
Parámetro: ϕ				
INSTALACIONES-CAMPO	.65	.54	.71	.02
PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN - CAMPO	.76	.69	.82	.01
PROFESIONALIDAD, ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN - INSTALACIONES	.70	.62	.75	.01
e2 - e4	.31	.20	.41	.05

Tabla 3. Parámetros obtenidos mediante Bootstrap para el modelo final. Valores medios e intervalo de confianza para el 90%.

Aunque el ajuste del modelo era elevado (Tabla 3) y la medida de la calidad percibida que recogía la escala lograba explicar el 72% de la varianza del Desempeño ($R^2 = .724$), no todos los parámetros resultaron significativos; es el caso del coeficiente asociado a las *Instalaciones* ($\gamma = -.04$; $t = -.73$; $p = .46$), por lo que se optó por reespecificar el modelo causal prescindiendo de esta dimensión. El resultado obtenido revelaba que ello no mermaba en absoluto la capacidad explicativa del modelo (Figura 4) y mejoraba incluso su ajuste global.

Por otra parte, el mayor coeficiente de regresión asociado a la dimensión *Profesionalidad, Organización y Gestión* ($\gamma = .69$) reflejaba que sus elementos poseían un peso claramente mayor que el resto en la conformación de la satisfacción de los usuarios.

Discusión

En la actualidad las organizaciones deportivas se ven en la necesidad de disponer de herramientas para evaluar con rigor la calidad percibida de sus instalaciones y servicios, incorporando de ese modo a la gestión las percepciones de socios y/o usuarios. Los clubes de golf no son ajenos a esta necesidad, más aún si se tienen en cuenta las exigencias de las nuevas normativas. Partiendo de esa premisa, el objetivo de este trabajo consistió en validar empíricamente una escala que permitiese medir la calidad percibida en clubes de golf con campos de 9 hoyos de la comunidad gallega. La intención no era otra que la de poner a disposición de profesionales e investigadores una herramienta con propiedades psicométricas adecuadas, tanto en términos de consistencia interna como de validez, que además resultase breve y de fácil aplicación para su uso regular.

Los resultados obtenidos resultan en ese sentido satisfactorios, habida cuenta de que la escala desarrollada posee estas ca-

racterísticas. Compuesta por tan sólo 15 ítems agrupados en tres dimensiones (*Profesionalidad, Organización y Gestión, Instalaciones y Campo/Zona de Juego*), la escala que acuñamos como QGolf-9 (Tabla 5), goza de una elevada consistencia interna ($\alpha = .91$) y una considerable validez de criterio, constituyendo un potente predictor de la satisfacción del usuario. Por otro lado, la realización de un análisis causal de estructuras de covarianza permite señalar la dimensión humana y organizativa como el eje sobre el que pivota la calidad percibida en este tipo de organizaciones, más allá de las propias instalaciones o las condiciones del campo de juego. Estos resultados coinciden con los obtenidos por otros autores, como es el caso de Bodet (2006), Dorado (2004) o Rial et al. (2010), en el ámbito de los gimnasios y centros deportivos, quienes advierten que el factor de mayor relevancia es el propio personal. Se ve reforzado también el papel que las relaciones sociales e interpersonales poseen en la percepción y consumo de cualquier servicio, incluidos los servicios deportivos. En el ámbito del golf, Lee et al. (2011) concluyen que los tangibles de un campo de golf y la empatía del personal son fundamentales para determinar la calidad del servicio y la satisfacción de los usuarios, coincidiendo con nuestros hallazgos. Por el contrario, los resultados de Won et al. (2009) y Hwang y Won (2010), sugieren que el estado del campo y las instalaciones son los elementos que mejor explican las preferencias de los usuarios. No obstante, debe tenerse en cuenta que a nivel metodológico ambos trabajos utilizan el Análisis Conjunto, seleccionando en el diseño únicamente atributos *tangibles*, y obviando los relacionados con el *Personal*.

En cuanto a las limitaciones de este estudio, cabe aludir en primer lugar a las limitaciones muestrales. En ese sentido, la disponibilidad de una muestra mayor permitiría la realización de una validación cruzada con la que garantizar la estabilidad de la es-

estructura factorial de la escala y de la misma relación con la satisfacción del usuario. Un tamaño muestral mayor permitiría también realizar análisis por grupos o segmentos de usuarios, aportando evidencias de la invarianza factorial de la escala e incluso de invarianza causal, explorando las diferentes vías de satisfacción para diferentes tipos de usuarios, facilitando una oferta de instalaciones y servicios más personalizada. En segundo lugar,

no debemos olvidar que la escala desarrollada es aplicable a los clubes con campos de 9 hoyos. Falta por comprobar cómo sería su comportamiento en otro tipo de instalaciones (campos de 18 hoyos, *pitch&putt*, etc.) y en qué medida pudiera ser más conveniente elaborar herramientas parcialmente diferentes para cada una de ellas.

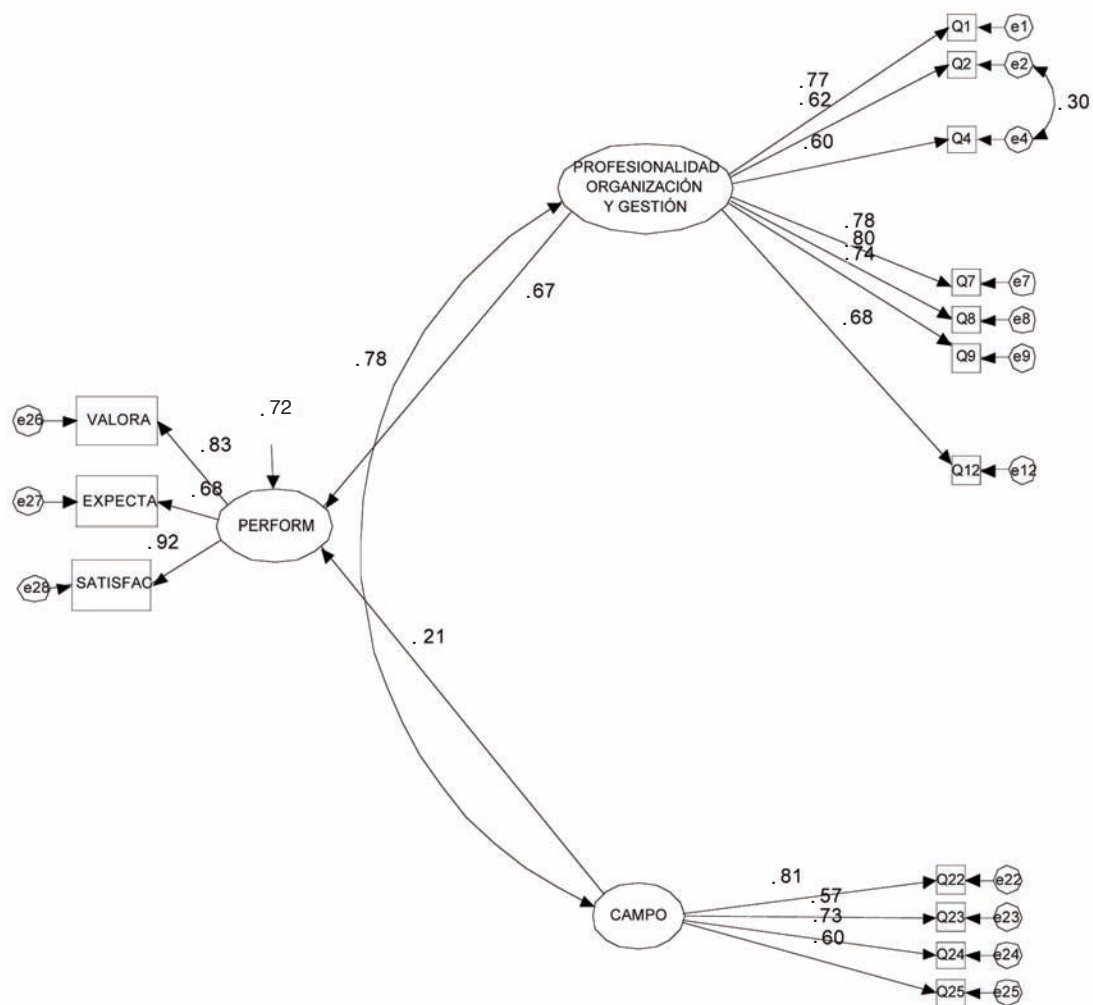


Figura 4. Parámetros estimados estandarizados del modelo causal final.

	χ^2	gl	p	χ^2/gl	GFI	AGFI	RMSEA [IC]*
Modelo inicial	230.29	128	<.001	1.80	.94	.91	.04 [.035-.054]
Modelo reespecificado	131.55	73	<.001	1.80	.95	.93	.04 [.032-.057]

* Intervalo de Confianza para el estadístico RMSEA para el 90%

Tabla 4. Indicadores de bondad de ajuste del modelo causal inicial y reespecificado.

Dimensiones	Elementos
Profesionalidad Organización y Gestión	Profesionalidad Gerencia
	Profesionalidad Recepción
	Profesionalidad Máster Caddie
	Organización y gestión de los recursos del club
	Gestión de la información/comunicación
Instalaciones	Gestión de las reclamaciones y sugerencias
	Organización de torneos en el club
	Estado de las instalaciones del club
	Estado del mobiliario, material y equipamiento
	Salón social-Casa club
Campo/Zona de juego	Vestuarios
	Control de juego y cumplimiento del reglamento
	Diseño y recorrido del campo
	Seguridad del campo
	Zona de prácticas

Tabla 5. Ítems y dimensiones de la escala final.

QGOLF-9: ESCALA PARA LA EVALUACIÓN DE LA CALIDAD PERCIBIDA EN LOS CLUBES DE GOLF

PALABRAS CLAVE: Calidad, Golf, Gestión.

RESUMEN: La evaluación de la calidad percibida ha cobrado una gran importancia en la gestión de las organizaciones de prestación de servicios. El objetivo de este trabajo es desarrollar una escala con propiedades psicométricas adecuadas, breve y de fácil aplicación que permita incorporar las percepciones de los usuarios a la gestión de los clubes de golf. Fueron entrevistados 403 usuarios de 4 clubes de golf con campos de 9 hoyos ubicados en Galicia (316 hombres y 87 mujeres), con edades comprendidas entre los 16 y 75 años (*Media* = 47.19; *DE* = 13.91). Para la recogida de datos se utilizó un cuestionario estructurado ad hoc que contaba con 25 elementos agrupados en 4 dimensiones. Fruto de un Análisis Factorial Exploratorio inicial y de un Análisis Factorial Confirmatorio posterior, ha sido posible obtener una escala final compuesta por tan solo 15 ítems agrupados en tres dimensiones. Dicha escala, además de ser breve y de fácil aplicación, posee un alto grado de validez de criterio (ya que explica el 72% del desempeño percibido del club) y una elevada consistencia interna (con un α global de .91), lo que la convierte en una herramienta de notable interés aplicado.

QGOLF-9: ESCALA PARA AVALIAÇÃO DA QUALIDADE PERCIBIDA EM CLUBES DE GOLF

PALAVRAS-CHAVE: Qualidade, Golf, Gestão.

RESUMEN: A avaliação da qualidade percebida tem tido grande importância na gestão das organizações de prestação de serviços. O objectivo deste trabalho é desenvolver uma escala com propriedades psicométricas adequadas, de breve e fácil aplicação, que permita incorporar as percepções dos utentes na gestão de clubes de golf. Foram entrevistados 403 utentes de 4 clubes de golf com campos de 9 buracos localizados na Galiza (316 homens e 87 mulheres), com idades compreendidas entre os 16 e os 75 anos (*Média* = 47.19; *DP* = 13.91). Para a recolha de dados foi utilizado um questionário estruturado ad hoc composto por 25 itens agrupados em 4 dimensões. Através da Análise Factorial Exploratória inicial e de uma Análise Factorial Confirmatória posterior, foi possível obter uma escala final composta por apenas 15 itens agrupados em 3 dimensões. Esta escala, para além de ser breve e de fácil aplicação, possui um elevado grau de validade de critério (uma vez que explica 72% do desempenho percebido do clube) e uma elevada consistência interna (com um α global de .91), o que a converte numa ferramenta de elevado interesse aplicado.

Referencias

- Afthinos, Y., Theodorakis, N.D. y Nassis, P. (2005). Customer's expectations of service in Greek fitness centres. Gender, age, type of sport center, and motivation differences. *Managing Service Quality*, 15(3), 245-258.
- Alexandris, K., Zahariadis, P., Tsobatzoudis, C. y Grouios, G. (2004). An empirical investigation of the relationships among service quality, customer satisfaction and psychological commitment in a health club context. *European Sport Management Quarterly*, 4, 36-52.
- Balluerka, N., Gorostiaga, A., Alonso-Arbiol, I. y Haranburu, M. (2007). La adaptación de instrumentos de medida de unas culturas a otras: una perspectiva práctica. *Psicothema*, 19, 124-133.
- Bodet, G. (2006). Investigating customer satisfaction in a health club context by an application of the tetraclasse model. *European Sport Management Quarterly*, 6(2), 149-165.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York: Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2009). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. (2ª edición). Londres: Psychology Press.
- Calabuig, F., Quintanilla, I. y Mundina, J. (2008). La calidad percibida de los servicios deportivos: diferencias según instalación, género, edad y tipo de usuario en servicios náuticos. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte. International Journal of Sport Science*, 10(4), 25-43

- Calabuig, F., Burillo, P., Crespo, J., Mundina, J. J. y Gallardo, L. (2010). Satisfacción, calidad y valor percibido en espectadores de atletismo. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 10(40), 577-593.
- Chang, K. y Chelladurai, P. (2003). System based quality dimensions in fitness services: Development of the Scale in Quality in Fitness Services (SQFS). *Services Industries Journal*, 23(5), 65-83.
- Costa, G., Tsitskari, E., Tzetzis, G. y Goudas, M. (2004). The factors for evaluating service quality in athletic camps: A case study. *European Sport Management Quarterly*, 4(1), 22-35.
- De Knop, P., Van Hoecke, J. y De Bosscher, V. (2004). Quality Management in Sports Clubs. *Sport Management Review*, 7, 57-77.
- Dorado, A. y Gallardo, L. (2005). *La gestión del deporte a través de la calidad*. Barcelona: Inde.
- Dorado, A. (2004). *Análisis de la satisfacción de los usuarios: hacia un nuevo modelo de gestión basado en la calidad para los servicios deportivos municipales*. Tesis doctoral. Universidad de Castilla-La Mancha, España.
- Elosúa, P. y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20, 896-901.
- Gálvez, P. y Morales Sánchez, V. (2011). *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 11(2), 123-130.
- Hernández-Mendo, A. (2001). Un cuestionario para evaluar la calidad en programas de actividad física. *Revista de Psicología del Deporte*, 10(2), 179-196.
- Howat, G., Absher, J., Crilley, G. y Milne, I. (1996). Measuring customer service quality in sports and leisure centres. *Managing Leisure*, 1, 77-89.
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55.
- Hwang, S. y Won, D. (2010). A conjoint analysis regarding influencing factors of golfers' preferred driving ranges in Korea. *International Journal of Leisure and Tourism Marketing*, 1(3), 227-237.
- Kim, D. y Kim, S. Y. (1995). QUESC: An instrument for assessing the service quality of sport centres in Korea. *Journal of Sport Management*, 9, 208-220.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. Second edition Nueva York: Guilford Press.
- Lee, J., Kim, H., Ko, Y. y Sagas, M. (2011). The influence of service quality on satisfaction and intention: A gender segmentation strategy. *Sport Management Review*, 14(1), 54-63.
- Lévy, J. P., Martín, M. T., y Román, M. V. (2006). Optimización según estructuras de covarianzas. En J. P. Lévy y J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 11-30). Coruña: Netbiblo.
- Luna-Arocas, R., Mundina, J. y Gómez, A. (1998). La creación de una escala para medir la calidad de servicio y la satisfacción: el Neptuno-I. En Martínez del Castillo, J. (comp.), *Deporte y Calidad de Vida*. (279-290). Madrid: Librerías Deportivas Esteban Sanz.
- Luna-Arocas, R., Mundina, J. y Carrión, C. (1998). La satisfacción del consumidor en un centro deportivo. En Martínez del Castillo, J. (comp.) *Deporte y Calidad de Vida*. (Pp. 299-305). Madrid: Librerías Deportivas Esteban Sanz.
- Mackay, K. J. y Crompton, J. L. (1988). A conceptual model of consumer evaluation of recreation service quality. *Leisure Studies*, 7(1), 41-49.
- Martínez-Tur, V. (1998). *Características y gestión de las instalaciones deportivas y sus implicaciones sobre la satisfacción y el comportamiento de los usuarios*. Tesis doctoral. Universidad de Valencia, España.
- McDonald, M. A., Sutton, W. A. y Milne, G. R. (1995). TeamqualTM: Measuring service quality in professional team sports. *Sport Marketing Quarterly*, 4(2), 9-15.
- Morales Sánchez, V. (2003). *Evaluación psicosocial de la calidad en los servicios municipales deportivos: aportaciones desde el análisis de variabilidad*. Tesis doctoral. Universidad de Málaga, España.
- Morales Sánchez, V. y Gálvez, P. (2011). La percepción del usuario en la evaluación de la calidad de los servicios municipales deportivos. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 11(2), 147-154.
- Morales Sánchez, V., Hernández Mendo, A. y Blanco Villaseñor, A. (2005). Evaluación de la calidad en los programas de actividad física. *Psicothema*, 17(2), 292-298.
- Morales Sánchez, V., Hernández Mendo, A. y Blanco Villaseñor, A. (2009). Evaluación de la calidad en organizaciones deportivas: adaptación del modelo SERVQUAL. *Revista de Psicología del Deporte*, 18(2), 137-150.
- Murray, D. y Howat, G. (2002). Value, Satisfaction, and Future Intentions of Customers at an Australian Sports and Leisure Centre. *Sport Management Review*, 5, 25-43.
- Ng, Johan Y. Y, Lonsdale, C. y Hodge, K. (2011). The Basic Needs Satisfaction in Sport Scale (BNSSS): Instrument development and initial validity evidence. *Psychology of Sport and Exercise*, 12(3), 257-264.
- Parasuraman, A., Zeithaml, V. y Berry, L. (1988). SERVQUAL: a multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, 64, 12-40.
- Pardo, A. y Ruíz, M. A. (2001). *SPSS11. Guía para el análisis de datos*. Madrid: McGraw Hil.
- Real Federación Española de Golf (2011). *Datos estadísticos*. Extraído de <http://www.rfegolf.es>
- Rial, A., Alonso, D., Rial, J., Picón, E. y Varela, J. (2009). Un intento de segmentación integral de los usuarios de centros deportivos. *Apunts. Educación Física y Deportes*, 95, 82-91.
- Rial, J., Varela, J., Rial, A. y Real, E. (2010). Modelización y medida de la Calidad Percibida en centros deportivos: la escala QSport-10. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 18(6), 57-73.
- Rosa, I. M., Castellanos, M. y Palacios, B. (2012). Calidad percibida por el espectador de fútbol. *Revista de Psicología del Deporte*, 21(1), 25-33.
- Sanz, E. y Ponce de León, A. (2010). Claves en la aplicación del algoritmo Chaid. Un estudio del ocio físico deportivo universitario. *Revista de Psicología del Deporte*, 19(2), 319-333.
- Serrano, V., Rial, A., García, O. y Gambau, V. (2011). El perfil del usuario en clubes de golf sociales-mixtos con campos de 9 hoyos en Galicia: un intento de segmentación desde la perspectiva de género. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 11(2), 131-138.
- Serrano, V., Rial, A., García, O. y Hernández-Mendo, A. (2010). La evaluación de la calidad percibida del servicio como elemento clave para la gestión de los clubs de golf en España. *Apunts. Educación Física y Deportes*, 102(4), 96-106.
- Steiger, J. H. (1998). A note on multiple sample extensions of the RMSEA fit index. *Structural Equation Modeling*, 5, 411-419.
- Won, D., Hwang, S. y Kleiber, D. A. (2009). How do golfers choose a golf course? A conjoint analysis of influencing factors. *Journal of Park and Recreation*, 27(2), 1-16.

Anexo. Cuestionario utilizado

Señale con una X la valoración que le merece cada uno de los siguientes elementos del club de golf al que acude

	VALORACIÓN					
	Muy Mala	Mala	Regular	Buena	Muy Buena	NS/NC
PERSONAL						
	Valoración					
Implicación de la Directiva	1	2	3	4	5	-
Profesionalidad Gerencia	1	2	3	4	5	-
Profesionalidad Recepción	1	2	3	4	5	-
Profesionalidad Greenkeeper	1	2	3	4	5	-
Profesionalidad Master caddie	1	2	3	4	5	-
Profesionalidad Profesor/a golf	1	2	3	4	5	-
Trato y atención prestadas	1	2	3	4	5	-
ORGANIZACIÓN Y GESTIÓN						
	Valoración					
Organización y gestión de los recursos del club	1	2	3	4	5	-
Gestión de la información/comunicación	1	2	3	4	5	-
Gestión de las reclamaciones y sugerencias, rápida y eficaz	1	2	3	4	5	-
Seguridad y prevención de riesgos (medidas de emergencias)	1	2	3	4	5	-
Gestión medioambiental	1	2	3	4	5	-
Organización de torneos en el club	1	2	3	4	5	-
Correspondencias con otros clubes	1	2	3	4	5	-
INSTALACIONES						
	Valoración					
Limpieza e higiene general	1	2	3	4	5	-
Estado físico-mantenimiento de las instalaciones del club	1	2	3	4	5	-
Estado físico del mobiliario-material-equipamientos del club	1	2	3	4	5	-
Salón social/Casa club	1	2	3	4	5	-
Vestuarios	1	2	3	4	5	-
CAMPO						
	Valoración					
Academia/Escuela de golf	1	2	3	4	5	-
Zona de prácticas	1	2	3	4	5	-
Control del juego/ Cumplimiento del reglamento en el campo	1	2	3	4	5	-
Seguridad del campo	1	2	3	4	5	-
Diseño y recorrido del campo	1	2	3	4	5	-
Mantenimiento/Estado del campo	1	2	3	4	5	-

Considerando todos los servicios, personal e instalaciones del club en conjunto diría que...

Señale con una X

	Muy mala		Muy mala		Regular		Buena		Muy buena		NS/NC
La valoración global del club es...											
El nivel de cumplimiento de sus expectativas ha sido...	Mucho peor de lo esperado		Peor de lo esperado		Como esperaba		Mejor de lo esperado		Mucho mejor de lo esperado		NS/ NC
Y de 0 a 10, su nivel de satisfacción general es...	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10